

MODEL FORECASTING THE VOLUME OF MARKET SERVICES TO THE POPULATION OF THE REPUBLIC MOLDOVA

МОДЕЛЬ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ОБЪЕМА РЫНОЧНЫХ УСЛУГ ОКАЗАННЫХ НАСЕЛЕНИЮ РЕСПУБЛИКИ МОЛДОВА

Svetlana Bogdanova

*Technical University of the Republic of Moldova,
Blvd. Stefan cel Mare, 168, Chisinau, Republic of Moldova*

svetlana.bogdanova@tem.utm.md

tucan_svetlana@mail.ru

Received: May, 23, 2018

Accepted: June, 20, 2018

Abstract. The main goal of the article is to forecast the volume of market services rendered to the population through officially registered enterprises. The forecast is based on the Vector Model of Autoregression (VAR-model) for the period 2016-2020, which allows to determine the state of the service sector in the Republic of Moldova.

Keywords: *services sector, forecast, vector model of autoregression, variables, impulses*

В современных условиях рыночной экономики задача прогнозирования достаточно высока. От качества прогноза зависит в значительной степени принятие решения в различных сферах деятельности.

Для решения задач прогнозирования показателей в экономических задачах используются статистический аппарат корреляционного анализа, который строится на предыдущих значениях одномерного случайного процесса. Но этот метод, не позволяет устанавливать причинно-следственные связи параметров прогнозируемой системы в целом. Модели построенные на базе корреляционного анализа объясняют связи только в одном направлении — объясняющая переменная влияет на объясняемую, тогда как обратная связь отсутствует.

Очевидно, что качественный прогноз получится только в случае проведения анализа по нескольким показателям одновременно. Следовательно, задача прогнозирования сводятся к прогнозированию многомерного временного ряда, каждый элемент которого будет являться одним из связанных параметров системы. Как качественный метод в данном разделе зарекомендовал себя метод Симса [1], который предложил обобщить систему уравнений в которой каждая переменная (компонента многомерного временного ряда) представлена линейной комбинацией всех переменных в предыдущие моменты времени. Данная техника называется - Векторная Модель Авторегрессии (VAR).

Векторная модель авторегрессии (VAR-модель) используется в практике для прогноза взаимосвязанных переменных в динамическом плане и также для анализа влияния случайных возмущений на систему переменных. Большой плюс VAR-моделей в том, что исключает надобность в отдельном структурном моделировании, так как рассматривает каждую эндогенную переменную в системе как функцию от лаговых значений эндогенных переменных и экзогенных переменных в том числе.

Исходя из преимуществ выданные данной моделью, она была использована в данной работе, для прогноза объёма рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия. Для оценивания параметров данной модели использовались временные ряды в квартальном разрезе с 2005 по 2015 годов по

следующим показателям для Республики Молдова: занятость населения в сфере услуг, число предприятий предоставляющие услуги, выручка от реализации продукции, средняя заработная плата в сфере услуг, средне месячные затраты населения на услуги. Исходя из методологических изменений расчета показателей по сферам деятельности (классификатор видов экономической деятельности Молдовы, редакция 2, введенная в действие с 01.01.2014), в данной работе не рассматривают деятельность предприятий предоставляющие услуги в сфере информационных технологий, финансово-посреднические услуги, деятельность которых до 2014 года не всецело было отражено в официальной статистике. Включение в анализ данных под-отраслей повлечет за собой нарушение одной из базовых свойств данных их сопоставимость, исходящая из методологии расчета.

Обработка исходной информации проводилась с использованием пакета прикладной программой статистического и эконометрического анализа: EViews 8.0.

Теоретическое обоснование теории.

Модель открытой векторной авторегрессии без ограничений имеет следующий общий вид:

$$Y_t = a_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \sum_{n=0}^d B_n X_{t-p} + e_t \quad (1)$$

где:

Y_t вектор эндогенной переменной размера $n \times 1$,

X_t d -мерный вектор экзогенных переменных размера $n \times d$

a_0 – вектор постоянных коэффициентов размера $n \times 1$,

A_1, A_2, \dots, A_p и B – матрицы оцененных параметров размера $n \times n$ для различных временных лагов $l = 1, 2, \dots, p$,

e_t – вектор ошибок модели размера $n \times 1$, $e_t \sim N(0, \sigma^2 I_{n \times n})$.

Векторные модели авторегрессии строятся только на базе стационарных временных рядов, но если ряды нестационарные (интегрированы первого порядка $I(1)$) или коинтегрированы, то строятся векторные модели корректировки ошибок (VECM).

Для проверки стационарности временных рядов и уменьшения вероятности получения «мнимых» зависимостей в прикладной статистике используются тесты Дики-Фуллера (ADF test) [2], Песаран и Шин (Pesaran and Shin W-stat) [3], Перрон (PPtest) [4] с помощью которых исследуются, есть ли эффект “единичного корня”¹.

Таблица 1

Тестирование единичного корня динамических рядов общая форма

Group unit root test: Summary

Series: X1, X2, X3, X4, X5, Y

Sample: 2005Q1 2015Q4

Exogenous variables: None

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on AIC: 1 to 8

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

¹Временной ряд имеет единичный корень, или порядок интеграции один, если его первые разности образуют стационарный ряд. Это условие записывается как $\Delta y_t \sim I(1)$. если ряд первых разностей $\Delta_t = y_t - y_{t-1}$ является стационарным $\Delta y_t \sim I(0)$.

Продолжение Таблица 1

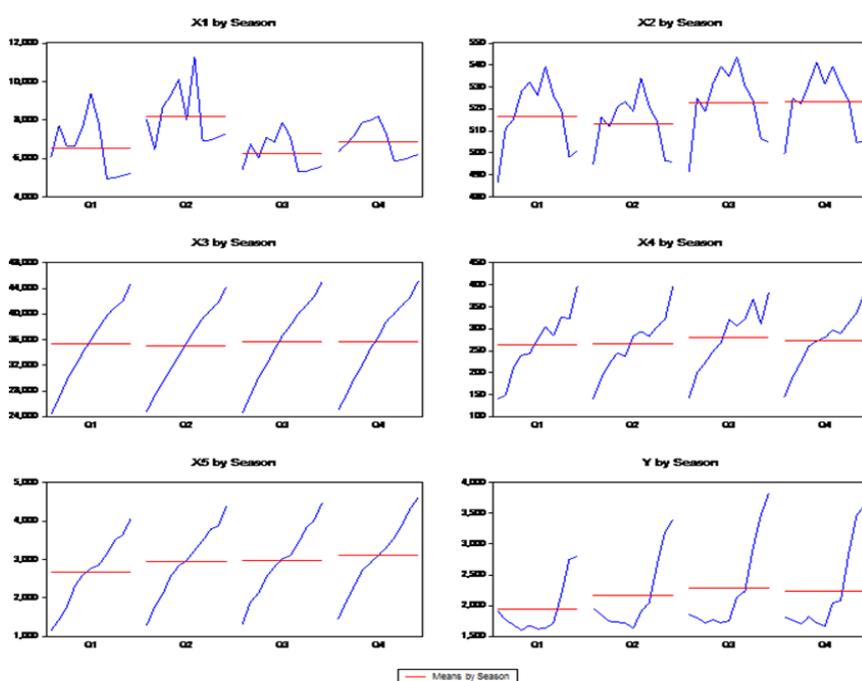
| Method | Statistic | Prob.** | Cross-sections | Obs |
|--|-----------|---------|----------------|-----|
| Null: Unit root (assumes common unit root process) | | | | |
| Levin, Lin & Chu t* | -15.9408 | 0.0000 | 6 | 234 |
| Null: Unit root (assumes individual unit root process) | | | | |
| Im, Pesaran and Shin W-stat | -25.3170 | 0.0000 | 6 | 234 |

В данной работе, была проведена проверка по выше представленным тестам на стационарность, где проверочная нулевая гипотеза: присутствие единичного корня, то есть, отсутствие стационарности. Проверка показала, что на уровне значимости 0,05, все выбранные динамические ряды для моделирования стационарные.

где: X1 выручка от реализации продукции (млн. леев), X2- занятость населения в сфере услуг (тыс. чел.), X3 - число предприятий предоставляющие услуги, X4-средне месячные затраты населения на услуги (леи), X5 - средняя заработная плата в сфере услуг (леи), Y - объём рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия (млн леев).

На базе выше представленных результатов, коррекции стационарности временных рядов, не требуется. Так как в исследование, используются временные ряды, кроме стационарности требуется проверка на отсутствие сезонности факторов анализа. Для этого в данной работе, был использован графический метод: сезонно упорядоченный график, результаты которого представлены в фигуре 1.

Этот график отображает временной ряд для каждого квартала в отдельности, упорядоченные по году. Графики располагаются на одной годовой оси. Таким образом, на базе полученных графических изображений можно сделать следующий вывод: из всех

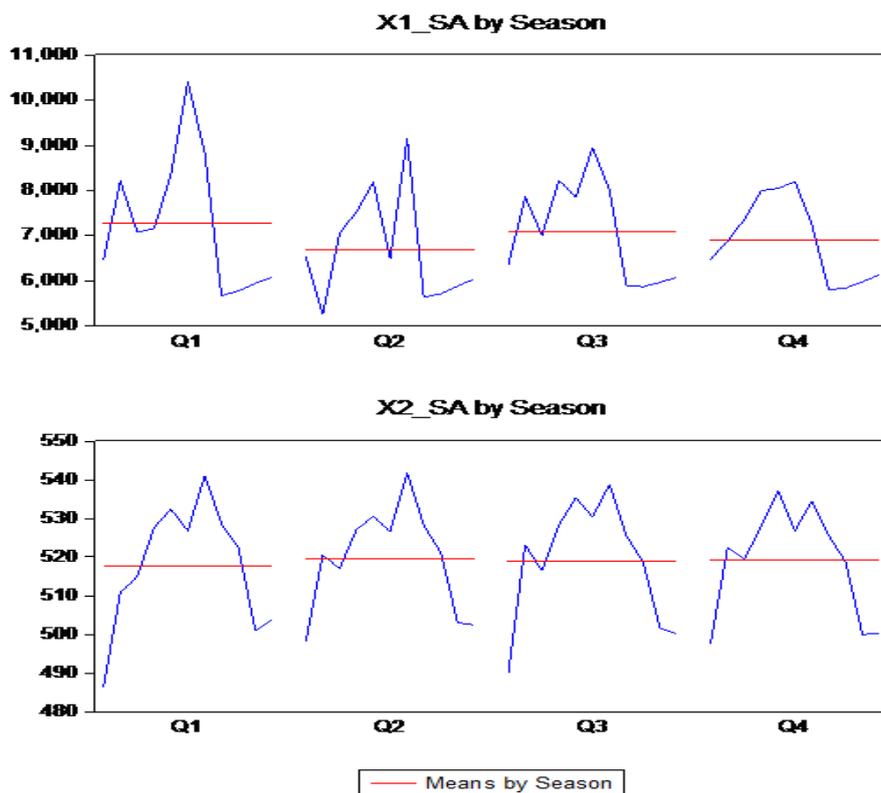


Фигура 1. Анализ сезонности

показателей взятых в анализ, самый яркий сезонный всплеск выявляется у показателя X1 - выручка от реализации продукции и у X2 - занятость населения в сфере услуг. Для сглаживания сезонных всплесков была использована процедура X12-ARIMA которая представляет собой сложную процедуру выделения сезонности временного ряда, аддитивной либо мультипликативной модели.

В данном случае было использовано,

мультипликативная модель для поправки сезонности. Таким образом, после сглаживания получаем следующее графическое изображение (фигура 2).



Фигура 2. Анализ сезонности после сглаживающей процедуры

Так как для всех переменных подобранный для моделирования объёма рыночных услуг оказанных населению, была доказана стационарность и отсутствие ярко выраженной сезонной компоненты², осталось перед VAR симуляции проверять парные тесты причинно-следственной зависимости по Грэнджеру [5]. Эта статистика как и функция реакции на импульсы и разложения ошибки прогноза очень важны в этапе моделирования, так как в практике очень затруднительна прямая интерпретация матрицы оцененных коэффициентов VAR. Тест Грэнджера определяет наличие причиной связи между двумя временными рядами и при том условии, что используются запаздывающие значения всех остальных переменных, и кроме того, вносится значимый вклад в общем прогнозе эндогенной составляющей. Тест Грэнджера на причинно-следственную связь отталкивается от двух альтернативных гипотез: «X не является причиной по отношению к Y» (X “causes” Y: X Y) и соответственно «X является причиной по отношению к Y» или «Y не является причиной по отношению к X» (Y “causes” X: Y X) в сопоставление с «Y является причиной по отношению к X».

Для проверки данных гипотез обычно строятся две регрессии: в каждой регрессии зависимой переменной является одна из проверяемых на причинность переменных, а регрессорами выступают лаги обеих переменных (фактически это [векторная авторегрессия](#)). Гипотеза сводится к проверке совокупной статистической незначимости коэффициентов при переменной «причины», т.е. сводится к сравнению «вложенных моделей» на основе F-статистики для проверки гипотезы о том, что запаздывающие значения j-й переменной могут быть исключены из i-го уравнения в приведенной форме VAR. Отклонение этой гипотезы указывает на то, что данные лаги могут быть полезны для предсказания X_{it} .

² Далее вместо реальных значений X1 и X2 будут использованы значения после сглаживания сезонности

Таким образом, оценка долгосрочного аспекта связи между уровнями показателей взятых в анализ в рамках модели авторегрессии при помощи стандартной F -статистики с высокой степенью статистической значимости указывает на наличие долгосрочной взаимосвязи между исследуемыми переменными.

Имея в виду, что прогноз объёма рыночных услуг оказанных населению осуществляется с помощью моделей векторной авторегрессии, необходимо решить вопрос о количестве лагов которых нужно взять в моделировании.

Выбор количества лагов в моделях векторной авторегрессии решается с помощью применения традиционных статистических тестов. Для проверки гипотезы о значимости запаздывающих значений переменных был использован *VAR Lag Exclusion Wald Tests*. На базе результатов статистики χ^2 , использованной для проверки совместных гипотез о значимости группы переменных на конкретном запаздывании в каждом уравнении векторной авторегрессии, а также об их значимости в векторной авторегрессии, констатируем, что все включенные запаздывания оказываются значимыми при 1% уровне (последний столбец – Joint). Таким образом, для решения данной проблемы, требуется провести дополнительный тест на выявления лагового значения требуемого для моделирования.

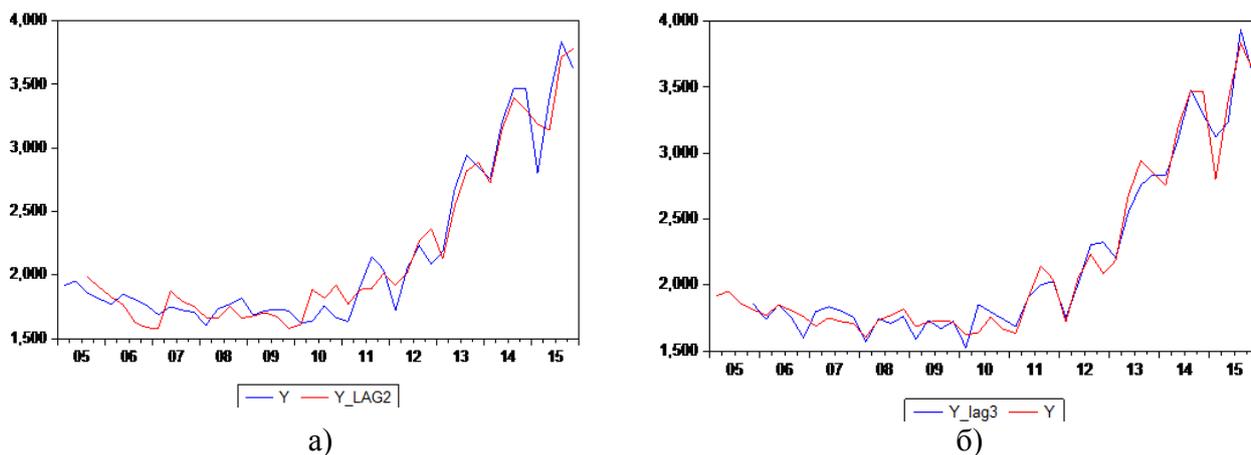
Для этого, была использована статистическая процедура *VAR Lag Order Selection Criteria* где для каждого числа запаздываний приводится 6 различных статистик, позволяющих выбрать лучшую модель. Результаты тестирования меньше 0,01. Итак, на базе статистик FPE, Акайке, Ханан-Куин рекомендуется для постройки авторегрессивной модели использовать лаговое значение в три периода. В то же время LR статистика рекомендует использовать для моделирования лаговое значение в два периода, при том Шварц критерий вообще рекомендует одно лаговое значение.

Таким образом, для выбора порядка векторной авторегрессии без ограничений была использована статистическая процедура *VAR Lag Order Selection Criteria* где для каждого числа запаздываний приводится 6 различных статистик, позволяющих выбрать лучшую модель. Таким образом, на базе статистик FPE, Акайке, Ханан-Куин рекомендуется для постройки авторегрессивной модели использовать лаговое значение в три периода, на базе LR - лаговое значение в 2 периода, а критерий Шварца рекомендует построить модель с одним лаговым отклонением.

В данном конкретном случае, статистические тесты, касающиеся выбора количества лагов, выдали противоречивые результаты, что для прикладной части работы, неприемлемо, так как сильно осложняет процесс принятия решения о количестве лагов.

Для окончательного решения об уровне лагового значения требуемого для моделирования оптимального долгосрочного прогноза объёма рыночных услуг оказанных населению, был использован графический метод. Этот метод предусматривает, сравнительный анализ между реальным трендом эндогенной переменной (Y) и оценённым (adjusted) трендом данной переменной с помощью VAR- метода с лаговыми значениями в 2, и соответственно, в 3 периода. Оптимальной моделью векторной авторегрессии для прогноза будет считаться та модель, у которой оцененный Y будет более приближённый по тенденции к реальному Y . Этот метод, так же, может быть использован, для аргументации качества прогноза.

Из графических изображений фигуры 3. а, 3б четко видно, что более качественную оценку реальному тренду получаем, при использования для моделирования векторную авторегрессию с лаговым значением в 3 периода.



Фигура 3. Сравнительный анализ реального и оценённого тренда объёма рыночных услуг оказанных населению

С учетом найденной величины лага, была построена модель векторной авторегрессии (VAR). Для статистической зависимости между объёмом рыночных услуг оказанных населению от объясняющих признаков в составе модели VAR было получено следующая система уравнений:

$$Y = 0.717 * Y(-1) - 0.372 * Y(-2) + 0.558 * Y(-3) + 0.008 * X1(-1) + 0.004 * X1(-2) - 0.087 * X1(-3) - 0.278 * X2(-1) - 1.646 * X2(-2) + 1.085 * X2(-3) + 0.004 * X3(-1) - 0.028 * X3(-2) + 0.079 * X3(-3) + 1.245 * X4(-1) + 1.927 * X4(-2) - 1.047 * X4(-3) - 0.422 * X5(-1) - 0.339 * X5(-2) + 0.344 * X5(-3) + 51.473$$

$$X1 = -0.272 * Y(-1) - 2.282 * Y(-2) + 0.232 * Y(-3) + 0.092 * X1(-1) + 0.116 * X1(-2) + 0.169 * X1(-3) + 7.910 * X2(-1) - 37.654 * X2(-2) - 18.718 * X2(-3) + 0.442 * X3(-1) - 0.560 * X3(-2) - 0.520 * X3(-3) + 1.723 * X4(-1) - 5.230 * X4(-2) + 15.468 * X4(-3) - 2.40137719969 * X5(-1) + 5.061 * X5(-2) + 1.795 * X5(-3) + 40851.968$$

$$X2 = -0.006 * Y(-1) - 0.011 * Y(-2) - 0.004 * Y(-3) + 0.002 * X1(-1) + 0.001 * X1(-2) - 0.0004 * X1(-3) + 0.486 * X2(-1) - 0.313 * X2(-2) + 0.016 * X2(-3) - 0.002 * X3(-1) + 0.003 * X3(-2) - 0.001 * X3(-3) + 0.022 * X4(-1) - 0.114 * X4(-2) + 0.070 * X4(-3) + 0.020 * X5(-1) - 0.004 * X5(-2) - 0.007 * X5(-3) + 420.370$$

$$X3 = -0.067 * Y(-1) + 0.524 * Y(-2) - 0.030 * Y(-3) + 0.017 * X1(-1) - 0.0714 * X1(-2) + 0.138 * X1(-3) + 20.801 * X2(-1) - 4.040 * X2(-2) - 13.007 * X2(-3) + 0.154 * X3(-1) + 0.438 * X3(-2) + 0.169 * X3(-3) -$$

$$1.728*X4(-1) - 5.534*X4(-2) + 2.307*X4(-3) - 0.212*X5(-1) - 0.221*X5(-2) + 2.161*X5(-3) + 2517.452$$

$$X4 = - 0.042*Y(-1) + 0.012*Y(-2) + 0.014*Y(-3) + 0.003*X1(-1) + 0.004*X1(-2) - 0.004*X1(-3) - 0.362*X2(-1) + 0.106*X2(-2) - 0.137*X2(-3) + 0.006*X3(-1) - 0.006*X3(-2) - 0.0008*X3(-3) + 0.084*X4(-1) + 0.035*X4(-2) - 0.033*X4(-3) + 0.116*X5(-1) - 0.030*X5(-2) - 0.003*X5(-3) + 250.568$$

$$X5 = 0.137*Y(-1) - 0.329*Y(-2) + 0.120*Y(-3) - 0.0112*X1(-1) + 0.021*X1(-2) - 0.017*X1(-3) - 1.783*X2(-1) - 5.315*X2(-2) + 3.095*X2(-3) + 0.160*X3(-1) - 0.045*X3(-2) - 0.081*X3(-3) - 0.515*X4(-1) - 0.795*X4(-2) + 0.896*X4(-3) + 0.613*X5(-1) + 0.386*X5(-2) - 0.182*X5(-3) + 1697.842$$

где: X1 выручка от реализации продукции (млн. леев), X2- занятость населения в сфере услуг (тыс. чел.), X3 - число предприятий предоставляющие услуги, X4- средние месячные затраты населения на услуги (леи), X5 - средняя заработная плата в сфере услуг (леи), Y - объём рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия (млн. леев).

Из таблицы результатов, заметно что показатель X1 менее значимый для модели чем остальные показатели, R-squared равен 0.57, поэтому было принято решение, отказаться от этого показателя и посмотреть изменится ли качество оценки модели.

Результаты повторной оценки:

$$Y = 0.993*Y(-1) - 0.628 *Y(-2) + 0.408*Y(-3) - 7.489 *X2(-1) - 2.294 *X2(-2) + 1.860*X2(-3) + 0.049*X3(-1) + 0.021*X3(-2) - 0.011*X3(-3) + 0.368 *X4(-1) + 1.291*X4(-2) - 2.436*X4(-3) - 0.765*X5(-1) + 0.524*X5(-2) + 0.062*X5(-3) + 3327.168$$

$$X2 = - 0.0049*Y(-1) - 0.012*Y(-2) - 0.009*Y(-3) + 0.542*X2(-1) - 0.432*X2(-2) + 0.069*X2(-3) - 0.001 *X3(-1) + 0.005*X3(-2) - 0.004*X3(-3) + 0.0345*X4(-1) - 0.105*X4(-2) + 0.106*X4(-3) + 0.017*X5(-1) + 0.002*X5(-2) - 0.006*X5(-3) + 461.615$$

$$X3 = - 0.473*Y(-1) + 0.814*Y(-2) + 0.274*Y(-3) + 28.454 *X2(-1) + 1.571*X2(-2) - 16.638*X2(-3) + 0.104*X3(-1) + 0.303*X3(-2) + 0.344*X3(-3) - 0.915*X4(-1) - 4.372*X4(-2) + 3.151*X4(-3) + 0.571*X5(-1) - 1.894*X5(-2) + 2.854*X5(-3) - 1992.539$$

$$X4 = - 0.031*Y(-1) + 0.004*Y(-2) - 0.001*Y(-3) - 0.415*X2(-1) - 0.225*X2(-2) + 0.031*X2(-3) + 0.007*X3(-1) - 0.001*X3(-2) - 0.010*X3(-3) + 0.093*X4(-1) + 0.031*X4(-2) + 0.018*X4(-3) + 0.097*X5(-1) + 0.014*X5(-2) - 0.014*X5(-3) + 426.290$$

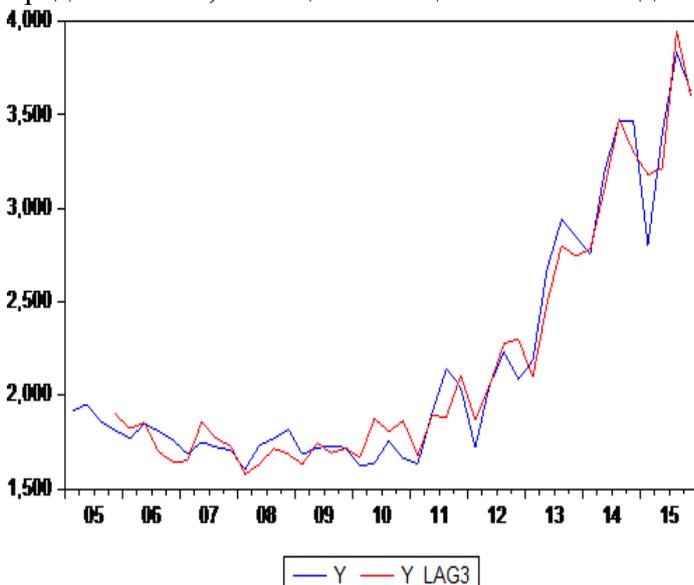
$$X5 = 0.178*Y(-1) - 0.338*Y(-2) + 0.077*Y(-3) - 2.059*X2(-1) - 6.753*X2(-2) + 3.957*X2(-3) + 0.161*X3(-1) - 0.019*X3(-2) - 0.103*X3(-3) - 0.523*X4(-1) - 0.995*X4(-2) + 1.003*X4(-3) + 0.467*X5(-1) + 0.650*X5(-2) - 0.325*X5(-3) + 2029.234$$

где: X2- занятость населения в сфере услуг (тыс. чел.), X3 - число предприятий предоставляющие услуги, X4- средне месячные затраты населения на услуги (леи), X5 - средняя заработная зарплата в сфере услуг (леи), Y - объём рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия (млн. леев).

Исходя из уровней статистик Акайке и Шварца, векторная авторегрессионная модель вычисленная без показателя X1 (выручка от реализации продукции), превосходит по качеству исходную модель.

Так как сама форма модели была изменена, был проведен дополнительный сравнительный анализ качества оценки реальному тренду получаемому при использовании для моделирования векторную авторегрессию с лаговым значением в 3 периода используя упрощённую матрицу эндогенных переменных (без X1).

Таким образом, стало очевидно, даже и в графическом сравнительном представлении, что оценивающее качество модели возросло (фигура 4).



Фигура 4. Повторный сравнительный анализ реального и оценённого тренда объёма рыночных услуг оказанных населению.

Таким образом было доказано, что для прогноза объёма рыночных услуг оказанных населению, предпочтительнее использовать модель векторной авторегрессии с 3 лаговым отклонением вычисленной на базе показателей: X2- занятость населения в сфере услуг (тыс. чел.), X3 - число предприятий предоставляющие услуги, X4- средне месячные затраты населения на услуги (леи), X5 - средняя заработная зарплата в сфере услуг (леи), Y - объём рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия (млн. леев).

Но сам прогноз, как и отклики на импульсы, не могут быть вычислены в случае ненормального распределения остатков или наличие гетероскедастичности.

Поэтому, следующий шаг который мы предприняли в процессе моделирования, это проверка гипотезы о нормальном распределении остатков с помощью теста Джарки-Бера (Jarque-Bera) [5]. Нулевая гипотеза при данном тесте состоит в том, что распределение генеральной совокупности значений случайной величины не противоречит нормальному закону. Альтернативная гипотеза теста состоит в том, что распределение генеральной совокупности противоречит нормальному закону. Проверка нулевой гипотезы основана на расчете оценок коэффициентов асимметрии и эксцесса. В случае справедливости нулевой гипотезы, выборочное значение коэффициента асимметрии должно быть приблизительно равно нулю, а выборочное значение эксцесса - трем.

При проведении теста Джарки-Бера (Jarque-Bera) определяются отклонения коэффициентов асимметрии и эксцесса, относительно ожидаемых значений при условии справедливости нулевой гипотезы для заданного объема выборки. В качестве меры отклонений выборочных значений коэффициентов асимметрии и эксцесса используется

статистика χ -квадрат. Нулевая гипотеза не отклоняется в случае если уровень значимости, соответствующий выборочной статистике χ -квадрат больше чем критический уровень значимости в 5%.

Значения коэффициентов асимметрии (Skewness), эксцесса (Kurtosis), а также статистика Джарки-Бера (Jarque-Bera) и соответствующее p -значение говорят о нормальности ошибок рассматриваемой модели при критическом уровне значимости в 5% .

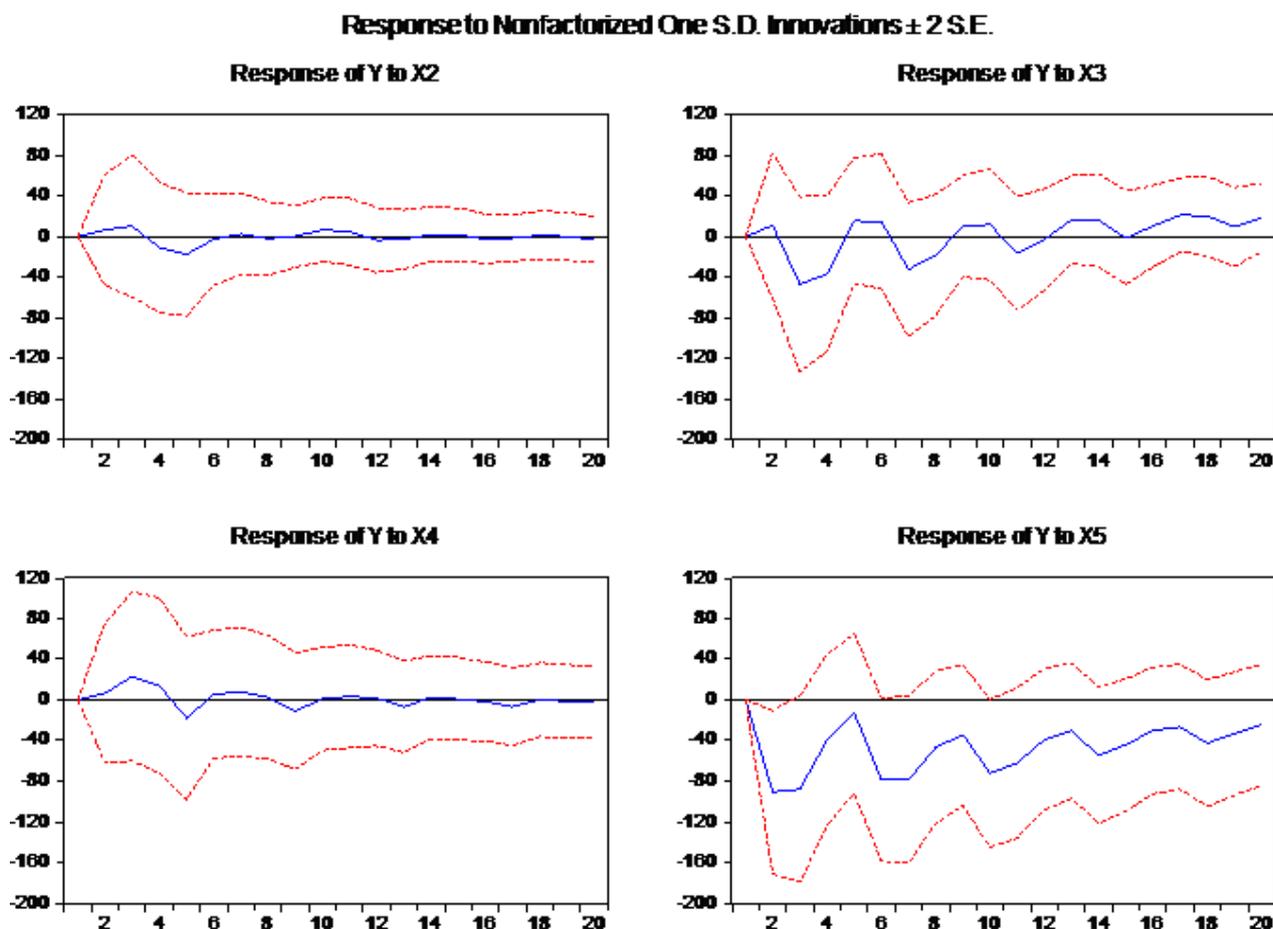
Последний проверочный этап перед самым моделированием это проверка на гомоскедастичность ошибок рассматриваемой модели. Для проверки данного эффекта был использован тест Уайта (White) [6]. В данном случае тестовая регрессия строится посредством регрессии каждого перекрестного произведения остатков на перекрестные произведения регрессоров и тестируется как совместимая значимость регрессии. Можно считать, что каждая тестовая регрессия представляет собой тестирование постоянства каждого элемента в остаточной ковариационной матрице в отдельности. При нулевой гипотезе отсутствие гетероскедастичности, непостоянные регрессоры не должны быть совместно значимы. Таким образом, при критическом уровне значимости в 5%, для каждой тестовой регрессии (Individual components) и общей регрессии в целом (Jointtest) мы получили незначимые регрессоры, то есть гипотеза о гетероскедастичности остатков отклонена.

Так как вычисленная модель прошла, все проверочные тесты качества может быть использована для прогноза. Далее представлены функции отклика объёма рыночных услуг оказанных населению на импульс последовательно во всех переменных. Нужно отметить, что после импульса в i – ную переменную отклик затрагивает не только i – ную переменную, но также через динамическую структуру модели векторной авторегрессии передается всем другим переменным взятых в анализ. Функция отклика на импульс отслеживает влияния на текущие и будущие значения эндогенных переменных одноразового импульса на одно из возмущений.

Далее, в фигуре 5. представлены установленные воздействия единичных импульсов в экзогенных переменных X_2 - занятость населения в сфере, X_3 - число предприятий предоставляющие услуги, X_4 - средне месячные затраты населения на услуги, X_5 - средняя заработная зарплата в сфере услуг на Y - объём рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия. Нужно уточнить тот факт, что все переменные представленные в данной модели имеют разные единицы измерения, поэтому реакции на импульсы были преобразованы с помощью опции Residual One Standard Deviation, которая при вычисление откликов на импульс игнорируют единицы измерения и корреляции в остатках VAR –модели, поскольку никакое преобразование не выполняется и кроме этого устанавливается воздействие импульсов с величинами в одно среднеквадратическое отклонение остатков.

Нужно отметить, что объём рыночных услуг оказанных населению, по разному реагирует на импульсы в экзогенных переменных по этому рассмотрим все ситуации отдельно:

- Импульс в сторону повышения занятости населения в сфере услуг (X_2) повлечет за собой в первый год всплеск в сторону повышения объёма рыночных услуг оказанных населению (Y) но который сменится в следующем году обратным эффектом. Также стоит отметить что импульсы в данной переменной имеют краткосрочный эффект так как отклики практически затухают на нуле через полтора года после явного воздействия занятости населения в данной экономической сфере.



Фигура 5. Отклики объёма рыночных услуг оказанных населению на импульсы в экзогенных переменных

Импульс произведенный в сторону повышения численности предприятий предоставляющие услуги (X3) повлечет за собой несущественный прирост объёма рыночных услуг оказанных населению (Y) в краткосрочном периоде (максимум в 1 триместр), сменяющийся резким спадом в последующим триместре. Если рассматривать картину в целом, реакция на импульс имеет волнообразную форму с тенденцией к общей компенсации. Нужно отметить, что объёма рыночных услуг оказанных населению приблизительно стабилизируется в позитивной тенденции через 3 года после произведения импульса в сторону повышения численности предприятий, предоставляющие услуги. Такая тенденция в первую очередь обусловлена тем, что новые предприятия должны «найти» своего покупателя и в то же время справляться с конкуренцией в данном секторе. Добиться этого в краткосрочный период нереально, и исходя, из результатов симуляции, новые предприятия данного сектора стабилизируют результаты своей деятельности в позитивном русле приблизительно через три года после открытия.

Если было бы возможно спровоцировать импульс в сторону повышения средних затрат населения на услуги (X4), это бы сгенерировало приблизительно на протяжении одного года, прирост общего объёма рыночных услуг оказанных населению, после которого в следующем периоде произойдет декомпенсация тенденции отклика на импульс (для стационарных VAR-моделей свойственно затухания на нуле заданной тенденции через какое-то время). С экономической точки зрения данная реакция может быть объяснима краткосрочном перенасыщении потребителей предоставляемыми услугами или временным перенаправлением доходов на другие нужды.

Объёма рыночных услуг оказанных населению на импульс в средней заработной плате в сфере услуг (X5) (в усреднённом варианте, то есть экономическая ситуация

стабильна), по реактивной тенденции, в первое полугодие 2016 года имеет ярко выраженную негативную динамику. В третьем квартале пик спада, стагнация на протяжении всего периода, сменяющийся к концу года началу 2017 «позитивной динамикой» которая, тем не менее не заходит в позитивный ключ. Это обусловлено тем, что персонал работающий в данной сфере, при данной оплате труда, отдает очень плохую отдачу. Таким образом, предприятия предоставляющие услуги населению вместо того чтобы повышать свою доходность от использования рабочей силы, на самом деле регистрируют и будут регистрировать одни убытки. Как поддерживающей данного вывода, представляется «оптимистический» прогноз ответа на импульс в средней заработной плате в сфере услуг в случае повышения данного показателя. Если предприятия начнут повышать заработную плату персоналу, как видно из рисунка 5. объёма рыночных услуг оказанных населению в первые три квартала 2016 года регистрируют легкий спад (который может быть списан на адаптационный период персонала к новым условиям, так как доверие в финансовую стабильность приходит не сразу) сменяющийся существенном приростом где-то до к середине 2017 года.

Осцилляция объёма рыночных услуг оказанных населению под воздействием средней заработной плате в сфере услуг обусловлено тем, что персонал предприятий, организаций имеет свойство через какие-то промежутки времени привыкать к лучшим условиям предоставляемые работодателями, и начинают давать меньшую отдачу, тем самым подталкивая руководство предприятий к действию: мотивация или штраф. Так как мы рассматриваем оптимистический прогноз, то есть мотивацию, то можем заметить, что данная тактика приведет к постоянной позитивной отдаче после середины 2018 года (приблизительно 10 квартал на графике). Так как векторные авторегрессивные модели (VAR), предоставляют возможность, кроме анализа импульсных ответов в эндогенных переменных, вычислить прогнозные значения на базе теоретической симуляции, данная техника была использована для вычислений прогнозных значений последовательно, квартал за кварталом, с начала 2016 года по конец 2020.

Таблица 2

Прогнозные значения переменных на базе VAR –модели, за период 2016-2020 гг.

| Период | занятость населения в сфере услуг (тыс. чел.) | число предприятий предоставляющие услуги | средне месячные затраты населения на услуги (леи) | средняя заработная зарплата в сфере услуг (леи) | объём рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия (млн. леев) |
|-------------|---|--|---|---|--|
| 2016 | 469,1 | 46247,8 | 296,25 | 3835,35 | 18243,42 |
| 2017 | 452,6 | 47315,5 | 369,25 | 4746,35 | 20690,22 |
| 2018 | 446,4 | 50045,6 | 440,0 | 5424,31 | 22385,09 |
| 2019 | 447,5 | 53596,4 | 497,5 | 6057,75 | 23407,19 |
| 2020 | 448,1 | 57382,3 | 544,5 | 6648,48 | 24457,5 |

На основе разработанной векторной модели авторегрессии, прогнозирования объёма рыночных услуг оказанных населению через официально зарегистрированные предприятия, выявлено, что на 2020 год объём рыночных услуг оказанных населению достигнет 24457,5 млн. леев. Благоприятная тенденция наблюдается в росте средней заработной платы в сфере услуг и на 2020 год составит 6648,48 леев. Но не смотря на рост заработной платы численность занятых в сфере услуг сокращается к 2020 году. Такое положение дел не противоречит так называемому закону спроса на труд согласно которому, при повышении заработной платы, спрос на рабочую силу должен снижаться.

Следовательно, на объем услуг влияет не только ценовые факторы (заработная плата, платежеспособность), но и множество не ценовых факторов, которые для совершенствования состояния развития сферы услуг в Республике Молдова оказываются также решающими.

Список литературы

Веб-ссылки:

1. Кристофер А.Симс. «Макроэкономика и реальность» // Эконометрика, Vol.48, No.1, P. 1-48.
(http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/macroeconomics_and_reality.pdf)
2. Дики, Д.А., Фуллер В.А., Распределение оценщиков для авторегрессионных временных рядов с единичным корнем, журнал Американской статистической ассоциации, 74, 427-431, 1979
(<http://www.deu.edu.tr/userweb/onder.hanedar/dosyalar/1979.pdf>)
3. Песаран М., Ю. Шин и Р. Дж. Смит, Структурный анализ моделей векторной коррекции ошибок с экзогенными 1 (1) переменными, Журнал эконометрики, 97, 293-343, 2000
(<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407699000731>)
4. Серена Нг и Пьер Перрон Выбор длины задержки и построение единичных корневых тестов с хорошим размером и мощностью: просмотренные работы: Источник: Эконометрика, Vol. 69, № 6 (ноябрь 2001 г.), стр. 1519-1554
(<http://www.columbia.edu/~sn2294/pub/ecta01.pdf>)
5. Белый Халберт. «Матрица ковариации, совместимая по гетероскедастичностью, и прямой тест на гетероскедастичность» // Econometrica. 1980, pp. 817-838
(http://www.aae.wisc.edu/aae637/handouts/whites_hetero_estimator.pdf)

Научные работы:

1. Богданова Светлана. Развитие сферы социальных услуг в Республике Молдова. Диссертация доктора экономических наук, Кишинёв, 2017, Республика Молдова стр.116-129

Reference

Web references:

1. Christopher A.Sims. «Macroeconomics and Reality» // Econometrica, Vol.48, No.1, P. 1–48.
(http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/macroeconomics_and_reality.pdf)
2. Dickey, D.A., Fuller W.A, Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431, 1979
(<http://www.deu.edu.tr/userweb/onder.hanedar/dosyalar/1979.pdf>)
3. Pesaran, M. H., Y. Shin and R.J. Smith, Structural Analysis of Vector Error Correction Models With Exogenous 1(1) Variables, Journal of Econometrics, 97, 293-343, 2000
(<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407699000731>)
4. Serena Ng and Pierre Perron *Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power*: Reviewed work(s): Source: Econometrica, Vol. 69, No. 6 (Nov., 2001), pp. 1519-1554
(<http://www.columbia.edu/~sn2294/pub/ecta01.pdf>)
5. White Halbert. «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity» // Econometrica. 1980,pp. 817–838
(http://www.aae.wisc.edu/aae637/handouts/whites_hetero_estimator.pdf)

Scientific works:

1. Bogdanova Svetlana. *Development of the sector of social services in the Republic of Moldova*. The dissertation of the Doctor of Economics, Chisinau, 2017, Republic of Moldova pp.116-129